

Les mises à pied au Canada

André Bernard et Diane Galarneau

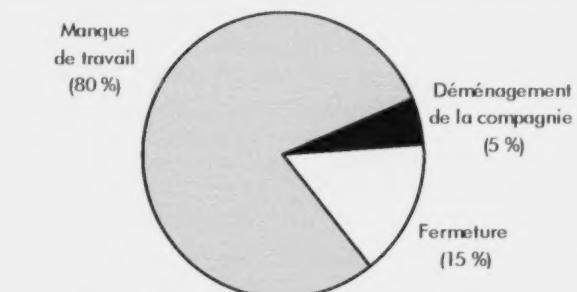
Les mises à pied sont reconnues pour avoir des effets persistants sur le revenu personnel et familial (Morissette, Zhang et Frenette, 2007) et peuvent ainsi se répercuter sur la stabilité du revenu de même que sur le niveau de consommation et d'épargne (Gruber, 1997; Browning et Crossley, 2001). Elles risquent également d'influer sur le revenu de retraite dans l'éventualité où il y a perte de régime de retraite ou accès à un régime moins généreux dans l'emploi suivant celui de la mise à pied. Les licenciements sont également une source de stress pour les ménages touchés et peuvent avoir des répercussions sur leur santé mentale de même que sur la stabilité des unions (Hamilton, Merrigan et Dufresne, 1997 ; Charles et Stephens, 2004). Au niveau de l'ensemble de l'économie, les mises à pied représentent une perte économique puisque des compétences restent inutilisées pendant la période sans emploi ; elles entraînent une perte de compétences spécifiques à l'employeur, ce qui peut diminuer temporairement la productivité de l'employé lors de la transition d'emploi.

À la suite de la récession du début des années 1990, plusieurs études ont examiné les mises à pied dans un contexte de croissance économique caractérisée par une lente reprise de l'emploi et une faible demande globale (Doiron, 1995; Fallick, 1996; Picot et Lin, 1997; Galarneau et Stratychuk, 2001; Picot et Heisz, 2000). La période à l'étude dans le présent article (2002 à 2007) est toute différente et se situe plutôt dans un contexte de croissance économique générale et de repli du secteur de la fabrication. Peu d'études ont traité des mises à pied dans ce contexte, et lorsqu'elles l'ont fait, elles se sont surtout attardées aux pertes salariales (Morissette, Zhang et Frenette, 2007) ou à des secteurs spécifiques de l'économie (Frenette, 2007).

La présente étude se fonde sur les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), enquête longitudinale reconnue pour la richesse de ses renseignements sur les caractéristiques sociales et celles liées au marché du travail (voir *Source des données et définitions*).

Dans un premier temps, cet article suit l'évolution du taux de mises à pied depuis 1993 et fait une analyse comparée du risque de mise à pied entre les années 1990 et les années 2000 en cherchant à déterminer les facteurs associés à ce risque. Il permet d'examiner par la suite la durée des périodes sans emploi de même que certaines caractéristiques des emplois perdus et des emplois suivant celui de la mise à pied, tels le salaire, la syndicalisation et la participation à un régime de retraite.

Graphique A La plus grande part des mises à pied est attribuable au manque de travail



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2007.

André Bernard et Diane Galarneau sont au service de la Division de la statistique du travail. On peut joindre André Bernard au 613-951-4660 et Diane Galarneau au 613-951-4626, ou l'un ou l'autre à perspective@statcan.gc.ca.

Source des données et définitions

La présente étude est basée sur les données longitudinales et transversales de l'**Enquête sur la dynamique du travail et du revenu** (EDTR). L'EDTR porte sur à peu près 97 % de la population canadienne, à l'exclusion des résidents des territoires, des établissements institutionnels, des réserves des Premières Nations et des casernes militaires. Chaque panel de répondants — environ 15 000 ménages et 30 000 adultes — est sondé pendant six années consécutives. On ajoute un nouveau panel tous les trois ans, de sorte que deux panels se chevauchent constamment. L'analyse transversale se concentre sur les employés détenant un emploi à temps plein, âgés de 16 à 69 ans au moment de leur mise à pied, durant les années 1993 à 2007 sans autre restriction. Dans les tableaux 1 et 2 de même que dans les modèles de régressions logistiques, les caractéristiques des personnes mises à pied peuvent être prises en compte plus d'une fois. Pour le volet longitudinal, on a utilisé le premier panel couvrant les années 1993 à 1998 et le quatrième panel couvrant les années 2002 à 2007. Ces panels ont été choisis puisqu'ils permettaient l'analyse des résultats de l'EDTR sur la plus longue période d'observation possible, allant du premier au dernier panel complet de l'enquête. Bien que dans l'analyse longitudinale, les personnes mises à pied puissent être représentées plus d'une fois si elles connaissent plus d'un licenciement, la très grande majorité n'enregistre qu'un seul licenciement durant la période d'observation. Certaines restrictions supplémentaires ont été imposées à l'échantillon longitudinal : uniquement les travailleurs ayant un seul emploi à temps plein à la fois et au moins un an d'ancienneté dans leur emploi ont été inclus afin de s'attarder sur les personnes ayant un lien fort avec le marché du travail et d'éviter d'inclure des personnes susceptibles de vivre de nombreuses transitions dans un court laps de temps. Ce type de restriction est conforme à ce que l'on retrouve dans d'autres études (Morissette, Zhang et Frenette, 2007; Galarneau et Stralchuk, 2001).

Mises à pied : Cette étude examine les mises à pied découlant de la situation économique en général ou de la conjoncture spécifique d'une industrie. Cela comprend les mises à pied survenues en raison du déménagement de la compagnie, de la fermeture de celle-ci, ou d'un manque de travail.

Les congédiements sont exclus puisqu'ils sont souvent liés au rendement de l'employé et non à la conjoncture économique. L'EDTR étant une enquête auprès des ménages, le concept de mise à pied dépend en partie de la perception du répondant et de la définition qui en est donnée par l'intervieweur. La documentation sur les mises à pied fait souvent la distinction entre les mises à pied temporaires et permanentes afin de séparer les licenciements temporaires, pour lesquels les travailleurs licenciés s'attendent à être rappelés, des mises à pied définitives. Dans l'EDTR, cette distinction est plus difficile puisque les numéros d'identification des emplois et des employeurs changent à chaque début d'emploi. Ainsi, un emploi qui se termine de façon temporaire changera de numéro d'identification lorsqu'il reprendra.

À noter que le nombre de mises à pied dans cet article est inférieur à celui rapporté à partir du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO) [Morissette, 2004]. Cet écart est surtout attribuable au caractère plus restrictif de la définition d'une mise à pied utilisée dans cette étude. En effet, seuls les travailleurs à temps plein sont considérés, et les fins de contrats d'emplois temporaires ou les fins d'emplois saisonniers ne sont pas considérées comme des mises à pied. Le FDLMO ne permet pas de faire ces distinctions.

Les termes « mises à pied » et « licenciements » sont utilisés ici comme synonymes.

La plus grande part des mises à pied relevées par l'EDTR a été attribuée au manque de travail. Cette proportion a oscillé entre 76 % et 85 % de 1993 à 2007. Les fermetures d'entreprises ont représenté entre 12 % et 22 % des mises à pied, de sorte que très peu de mises à pied sont survenues en raison du déménagement de la compagnie (graphique A).

Taux de mises à pied : Le taux de mises à pied est calculé en personnes-emplois et correspond au nombre de mises à pied annuelles pour ce qui est d'emplois à temps plein divisé par la population à risque de mise à pied, mesurée par le nombre de personnes-emplois à temps plein durant l'année. Une personne ayant plus d'une mise à pied sera donc représentée plus d'une fois.

Les taux de mises à pied dans cet article sont faibles comparativement à ceux rapportés par le FDLMO en raison d'une différence au chapitre de la définition d'une mise à pied. Pour plus d'information.

Niveau de compétence de la profession : La Classification nationale des professions comprend plus de 500 groupes de professions auxquels il est possible d'attribuer un niveau de compétence grâce au Projet de recherche sur les compétences essentielles de Ressources humaines et Développement des compétences Canada. Le niveau de compétence reflète à la fois le niveau de scolarité habituellement requis sur le marché du travail pour occuper ces professions et certains critères d'expérience, de formation spécifique et de responsabilité liés à la santé et la sécurité. Dans cette étude, les professions ont été divisées en quatre groupes selon leur niveau de compétence :

- professions requérant habituellement des études universitaires, comme les postes de professionnels;
- professions requérant un niveau collégial ou une formation d'apprenti;
- professions requérant au plus un diplôme d'études secondaires;
- professions de gestionnaires, auxquelles aucun niveau de compétence n'a été attribué.

Durée de la période sans emploi : correspond à la durée entre la fin de l'emploi perdu et le début de l'emploi suivant, et inclut donc le temps passé en chômage à chercher activement du travail de même que le temps passé hors de la population active.

Revenu d'emploi : comprend tous les salaires, traitements et commissions de même que les revenus provenant d'un emploi autonome agricole ou non agricole.

Revenu du marché : comprend les revenus et gains d'emploi, les revenus de placements, de pensions de retraite et autres revenus, et exclut les transferts gouvernementaux.

Taux de faible revenu : Dans cet article, le taux de faible revenu est calculé selon la Mesure de faible revenu (MFR) à l'aide du revenu total après impôt et du revenu du marché. Selon la MFR, une personne est à faible revenu si son revenu familial est inférieur à la moitié du revenu familial médian (total ou du marché) de l'ensemble des familles. Les revenus sont ajustés en fonction du nombre de personnes par famille afin de tenir compte des économies d'échelle inhérentes à la taille et à la composition des familles (pour plus de détails sur la MFR, voir Statistique Canada, 2009).

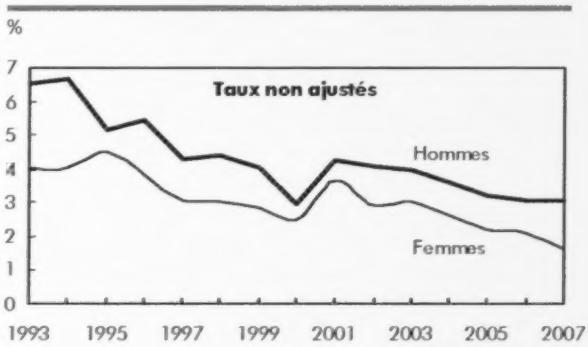
Tendances du taux de mises à pied

Les mises à pied sont contracycliques puisqu'elles ont tendance à augmenter lors de ralentissements économiques et à diminuer en périodes de croissance¹. Après la récession du début des années 1990, le taux de mises à pied des employés à temps plein a connu une diminution à peu près constante jusqu'en 2000, en passant de 5,5 % à 2,8 % (graphique B). À la suite du léger ralentissement du début du millénaire, le taux est remonté à 4,0 % en 2001. Au cours des années de croissance qui ont suivi, le taux a de nouveau diminué pour s'établir à un creux de 2,4 % en 2007². Ce faible taux a été observé malgré les difficultés du secteur de la fabrication au cours des années 2000, qui ont touché plus particulièrement le centre du pays et les industries du textile, de l'automobile, du bois et du papier. Le taux de chômage a suivi une tendance semblable alors que sur l'ensemble des 15 années d'observation, le PIB affichait des taux de croissance positifs.

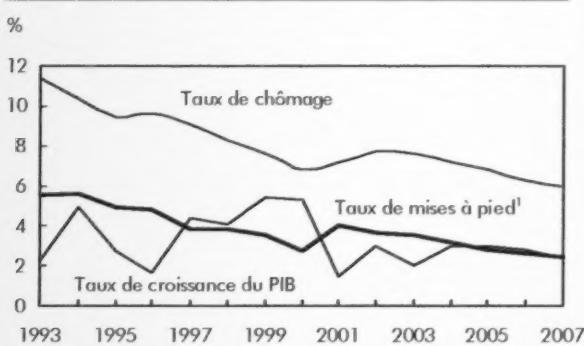
Une analyse de régression confirme que la probabilité ajustée d'être mis à pied était au moins deux fois plus faible en 2007 qu'en 1993, tant pour les hommes que pour les femmes (voir *Modélisation*). La probabilité plus faible d'être mis à pied entre 2001 et 2007 par rapport à la période de 1993 à 2000 semble plutôt liée à la conjoncture économique plus favorable des années 2001 à 2007, et non à un effet de composition.

Les hommes affichent en général des taux de mises à pied plus élevés que les femmes (graphique C). Cet écart s'est en fait maintenu tout au long de la période d'observation. Tant en 1993 qu'en 2007, les hommes étaient une fois et demie plus susceptibles d'être mis à pied, et ce, même après avoir tenu compte des différentes caractéristiques des hommes et des femmes.

Graphique C **Même après avoir tenu compte de leurs caractéristiques, les hommes ont un taux de mises à pied plus élevé que les femmes**

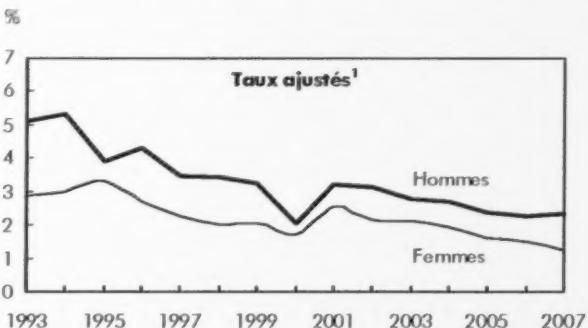


Graphique B **Les mises à pied sont contracycliques**



1. Mises à pied pour ce qui est d'emplois à temps plein.

Sources : Statistique Canada, Enquête sur la population active, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu et Système de comptabilité nationale, produit intérieur brut (PIB).



1. Taux ajustés en fonction de l'âge, du niveau de scolarité, du type de famille, du nombre d'enfants, de la région de résidence, de l'appartenance à une minorité visible, de l'appartenance à un groupe autochtones, du statut d'immigrant récent et des caractéristiques de l'emploi perdu (durée d'occupation de l'emploi, syndicalisation, niveau de compétence, taille de l'entreprise, salaire horaire, industrie).

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Modélisation

Taux ajustés

Les taux ajustés des graphiques C, D et E ont été calculés à partir de régressions logistiques portant sur la probabilité d'être mis à pied (1 si la personne est mise à pied, et 0 autrement). Pour plus de flexibilité, des modèles séparés pour les hommes et les femmes, portant sur l'ensemble de la période, ont été estimés. Les variables indépendantes étaient les suivantes : l'âge, le niveau de scolarité, le type de famille, la présence d'enfants, la région de résidence, l'appartenance à une minorité visible, l'appartenance à un groupe autochtone, le statut d'immigrant récent et certaines caractéristiques de l'emploi perdu (durée d'occupation de l'emploi, taille de l'entreprise, syndicalisation, niveau de compétence, salaire et industrie). À l'instar d'études similaires, bien que les mises à pied retenues ici soient causées par des facteurs économiques, des variables démographiques peuvent également être liées à la probabilité de mise à pied puisque les employeurs qui doivent réduire leurs effectifs peuvent choisir de licencier certains travailleurs ayant des caractéristiques les rendant relativement moins productifs parce qu'ils ont moins d'expérience, de compétences linguistiques, etc. Les probabilités ajustées ont été estimées pour toute la période à l'étude aux valeurs moyennes des variables explicatives, sauf pour la variable d'intérêt qui prend la valeur 0 ou 1 selon le scénario retenu.

Régression logistique : durée de la période sans emploi

La durée de la période sans emploi peut être liée aux caractéristiques démographiques des personnes mises à pied (telles que l'âge, le sexe, le niveau de scolarité, l'appartenance à une minorité visible, la présence d'un conjoint ou d'enfants), aux caractéristiques de l'emploi perdu (comme le salaire, l'ancienneté et l'industrie), à la conjoncture régionale (provinces) ou globale de l'économie (captée par l'année de la mise à pied) de même qu'au fait de recevoir des prestations d'assurance-emploi ou non (Galarneau et Stratychuk, 2001). On a estimé une régression logistique sur la probabilité de trouver un nouvel emploi en trois mois ou moins, et en six mois ou moins. Seules les personnes qui avaient trouvé un emploi en un an ou moins ont été conservées dans l'échantillon et seules les mises à pied survenues entre 1993 et 1997 de même qu'entre 2002 et 2006 ont été conservées puisque les personnes mises à pied durant la dernière année du panel ne sont pas observées un an plus tard.

Convergence des taux de mises à pied en 2007

Alors qu'en 1993, des écarts importants pouvaient être observés selon diverses caractéristiques, en 2007, les écarts s'étaient sensiblement amenuisés (tableaux 1 et 2), les taux oscillant pour la plupart entre 2 % et 3 %. Cela témoigne probablement de l'amélioration générale des conditions du marché du travail.

Régression logistique : pertes salariales

Afin de déterminer quels groupes étaient plus susceptibles de connaître une perte salariale importante après une mise à pied, un modèle de régression logistique a été estimé. La variable dépendante prenait la valeur 1 si le travailleur déplacé enregistrait une perte salariale de plus de 30 %, et la valeur 0 autrement. Les variables explicatives comprenaient l'âge, le sexe, le niveau de scolarité, la durée d'occupation de l'emploi perdu, la durée de la période sans emploi, la province et le salaire de l'emploi perdu.

Comparaison des caractéristiques des emplois

Dans cette section, on vérifie dans quelle mesure les travailleurs déplacés parviennent à trouver un emploi ayant des caractéristiques équivalentes à celles de leur emploi précédent. On a utilisé l'EDTR de façon longitudinale pour comparer les caractéristiques de l'emploi au moment de la mise à pied avec celles du nouvel emploi à la fin de l'année au cours de laquelle cet emploi a été trouvé (ou à la fin de l'emploi si le nouvel emploi s'est terminé avant la fin de l'année). Il aurait été préférable d'examiner les caractéristiques du nouvel emploi au moment de l'entrée en fonction, mais cette information n'est pas disponible dans l'EDTR.

Pour l'analyse des différences salariales, le salaire horaire en dollars constants de 2007 est utilisé. Lorsqu'une personne n'est pas payée à l'heure, un taux horaire est calculé en se servant du salaire total et du nombre d'heures.

Pour l'analyse des transitions des états de faible revenu, la situation de faible revenu avant la mise à pied est celle de l'année complète précédant l'année de la mise à pied, et la situation de faible revenu après le nouvel emploi est celle de l'année complète suivant l'année de la mise à pied. Par exemple, si une personne perd son emploi en 2003 et s'en trouve un nouveau la même année, la situation de faible revenu « avant » sera celle de 2002, et celle « après » sera celle de 2004.

Pour tous les modèles et tableaux, les poids bootstrap ont été utilisés pour prendre en compte l'effet du plan de sondage complexe. Dans la partie transversale, les données ont été pondérées par le poids « travail » transversal pour la personne, et dans la partie longitudinale, par le poids longitudinal.

Malgré une certaine convergence des taux, l'estimation d'un modèle de régression logistique séparé pour les hommes et les femmes, portant sur toute la période d'observation (1993 à 2007), permettait de constater que des facteurs tels que l'âge, le niveau de scolarité, la région de résidence, la taille de l'entreprise, la syndicalisation, la durée d'occupation de l'emploi, le salaire horaire et l'industrie étaient des variables liées de façon significative à la probabilité d'être mis à pied.

Tableau 1 Évolution du taux de mises à pied des employés à temps plein selon les caractéristiques démographiques

| | 1993 | 2000 | 2001 | 2007 |
|--|------------|------------|------------|------------------------|
| Ensemble | 5,5 | 2,8 | 4,0 | 2,4¹ |
| Hommes | 6,5 | 3,0 | 4,2 | 3,1 |
| Femmes | 4,0 | 2,5 | 3,6 | 1,6 |
| Âge | | % | | |
| 16 à 24 ans | 8,0 | 3,7 | 5,4 | 2,6 |
| 25 à 34 ans | 5,5 | 2,2 | 4,2 | 2,5 |
| 35 à 44 ans | 5,0 | 2,5 | 3,7 | 2,2 |
| 45 à 54 ans | 4,9 | 3,0 | 3,3 | 2,6 |
| 55 ans ou plus | 3,8 | 3,2 | 3,0 | 2,2 |
| Niveau de scolarité | | % | | |
| Sans diplôme d'études secondaires | 8,6 | 4,1 | 5,9 | 3,9 |
| Diplôme d'études secondaires | 6,1 | 2,8 | 4,1 | 2,3 |
| Études postsecondaires non universitaires | 5,3 | 2,6 | 3,7 | 2,6 |
| Baccalauréat ou niveau supérieur | 1,5 | 1,3 | 2,5 | 1,2 |
| Type de famille | | % | | |
| Personnes seules | 4,5 | 2,7 | 3,7 | 2,6 |
| Personnes mariées | 5,6 | 2,6 | 3,9 | 2,3 |
| Familles monoparentales | F | 3,3 | 4,9 | 2,7 |
| Autres | 5,4 | 3,8 | 4,4 | 2,5 |
| Province | | % | | |
| Atlantique | 7,1 | 3,9 | 4,4 | 3,1 |
| Québec | 9,5 | 3,2 | 4,3 | 2,9 |
| Ontario | 3,8 | 2,6 | 4,4 | 2,5 |
| Manitoba | 3,1 | 1,9 | 2,9 | 1,9 |
| Saskatchewan | 3,3 | 2,6 | 3,3 | 1,2 |
| Alberta | 4,9 | 1,5 | 2,7 | 1,6 |
| Colombie-Britannique | 3,5 | 3,0 | 3,3 | 2,1 |
| Minorité visible | | % | | |
| Oui | 4,2 | 3,4 | 5,1 | 2,2 |
| Non | 5,6 | 2,6 | 3,7 | 2,5 |
| Appartenance à un groupe autochtone | | % | | |
| Oui | 10,1 | 2,8 | 4,7 | 3,0 |
| Non | 5,3 | 2,6 | 3,8 | 2,4 |

1. Les taux de mises à pied dans cet article sont faibles comparativement à ceux rapportés par le Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre en raison d'une différence au chapitre de la définition d'une mise à pied. Pour plus d'information, voir *Source des données et définitions*.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Tableau 2 Évolution du taux de mises à pied des employés à temps plein selon les caractéristiques de l'emploi perdu

| | 1993 | 2000 | 2001 | 2007 |
|--|------------|------------|------------|------------------------|
| Ensemble | 5,5 | 2,8 | 4,0 | 2,4¹ |
| Industrie | | % | | |
| Primaire | | 5,2 | 3,6 | 3,8 |
| Services publics, enseignement, santé et assistance sociale, et administrations publiques | | 1,8 | 0,6 | 0,7 |
| Construction | 14,5 | 7,5 | 8,1 | 5,6 |
| Fabrication | 7,5 | 4,4 | 7,2 | 4,0 |
| Commerce | 6,8 | 2,2 | 4,4 | 2,3 |
| Transport et entreposage | 5,2 | 2,9 | 4,8 | 2,4 |
| Services professionnels, scientifiques et techniques, et services aux entreprises, aux bâtiments et autres services de soutien | | 4,9 | 2,8 | 5,3 |
| Information, culture et loisirs, et hébergement et restauration | | 5,5 | 2,9 | 3,0 |
| Autres services | | 5,9 | 2,5 | 3,1 |
| Taille de l'entreprise | | % | | |
| Moins de 20 employés | 8,4 | 3,7 | 4,8 | 3,3 |
| 20 à 99 employés | 4,7 | 2,5 | 3,8 | 2,2 |
| 100 à 499 employés | 3,5 | 2,4 | 3,3 | 2,4 |
| 500 à 999 employés | 3,3 | 1,7 | 3,0 | 1,2 |
| 1 000 employés ou plus | 1,5 | 1,1 | 3,5 | 0,7 |
| Durée d'occupation de l'emploi | | % | | |
| Moins de 4 mois | 16,5 | 9,4 | 9,0 | 4,3 |
| 4 à 12 mois | 13,0 | 5,7 | 7,1 | 3,4 |
| Plus de 12 à 24 mois | 7,3 | 2,2 | 5,6 | 2,7 |
| Plus de 24 à 60 mois | 5,1 | 2,1 | 2,3 | 1,4 |
| 5 à 13 ans | 2,7 | 1,2 | 1,9 | 1,5 |
| Plus de 13 ans | 0,9 | 0,8 | 0,9 | 1,3 |
| Salaire horaire de l'emploi perdu | | % | | |
| Moins de 10,00 \$ | 8,9 | 4,7 | 5,8 | 3,3 |
| 10,00 \$ à 13,49 \$ | 6,6 | 3,7 | 5,6 | 3,1 |
| 13,50 \$ à 14,99 \$ | 5,5 | 3,1 | 5,1 | 3,3 |
| 15,00 \$ à 19,99 \$ | 5,9 | 2,7 | 4,3 | 2,5 |
| 20,00 \$ à 29,99 \$ | 3,7 | 2,1 | 2,6 | 2,3 |
| 30,00 \$ ou plus | 2,9 | 1,2 | 1,9 | 1,0 |
| Profession | | % | | |
| Gestionnaires | 2,5 | 1,4 | 2,3 | 1,6 |
| Professionnels | 2,1 | 0,9 | 1,8 | 1,1 |
| Techniciens et apprentis | 6,3 | 3,0 | 4,1 | 2,4 |
| Professions non spécialisées | 6,6 | 3,4 | 4,8 | 3,0 |
| Convention collective | | % | | |
| Oui | 3,9 | 2,1 | 2,6 | 2,1 |
| Non | 6,3 | 3,0 | 4,7 | 2,6 |

1. Les taux de mises à pied dans cet article sont faibles comparativement à ceux rapportés par le Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre en raison d'une différence au chapitre de la définition d'une mise à pied. Pour plus d'information, voir *Source des données et définitions*.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Chez les hommes, l'âge ne semblait pas lié à la probabilité de mise à pied, sauf au cours de la période de 1993 à 2000³ : durant ces années, les hommes âgés de 45 à 54 ans semblaient plus susceptibles d'être mis à pied comparativement aux hommes de 55 ans ou plus. Chez les femmes, l'âge demeurait un facteur significatif sur l'ensemble de la période, celles âgées de 35 à 54 ans affichant une probabilité de mise à pied supérieure aux femmes de 55 ans ou plus. L'avantage d'une scolarité accrue s'est également maintenu pour les hommes et les femmes; avoir au moins un diplôme d'études secondaires semblait être une protection contre les mises à pied au cours des deux périodes d'observation.

En comparaison des travailleurs de l'Ontario (en excluant les grandes régions de Toronto et d'Ottawa), ceux de certaines régions étaient plus ou moins susceptibles d'être mis à pied (tableau 3). Par exemple, les hommes et les femmes des provinces de l'Atlantique et du Québec de même que les hommes de la grande région de Montréal étaient plus susceptibles d'être mis

à pied que ceux de l'Ontario. En revanche, les hommes et les femmes de la Saskatchewan et de l'Alberta (à l'exception de la région de Calgary) de même que les hommes du Manitoba étaient légèrement moins susceptibles que ceux de l'Ontario de connaître une mise à pied. Ces résultats reflètent l'évolution des taux de chômage provinciaux au cours de la période étudiée.

La probabilité d'être mis à pied diminuait également avec la taille de l'entreprise. Cela était conforme à ce qui était observé dans d'autres études (Picot et Lin, 1997; Picot, Lin et Pyper, 1997; Morissette, 2004) et s'explique en partie par la stabilité moindre des petites et moyennes entreprises, qui sont beaucoup plus susceptibles de disparaître et donc d'entraîner des mises à pied. Par ailleurs, en raison de leur plus grande stabilité, les grandes entreprises ont souvent une main-d'œuvre plus expérimentée et plus âgée, et réussissent à attirer des travailleurs mieux scolarisés en raison de leurs salaires supérieurs et de leur plus grande protection syndicale (Picot, Lin et Pyper, 1997). Ces facteurs contribuent à accroître l'écart du taux de mises à pied entre les petites et moyennes entreprises et les grandes.

La probabilité d'être mis à pied diminuait également avec la durée d'occupation de l'emploi. Les employés moins expérimentés ont peu de chances d'acquérir des compétences propres à l'employeur, ce qui pourrait les rendre moins coûteux à remplacer et contribuer à augmenter leurs risques de mise à pied. Finalement, le taux de mises à pied diminue lorsque le salaire horaire augmente; les salaires élevés sont souvent associés à une plus forte productivité et, par conséquent, à des risques moindres de mise à pied.

Même après avoir tenu compte des caractéristiques spécifiques des travailleurs du secteur de la fabrication, ces derniers étaient plus susceptibles de connaître une mise à pied que les travailleurs des autres secteurs. Cette plus forte probabilité de mise à pied était relativement plus élevée durant la période de 2001 à 2007 que durant les années 1993 à 2000. De 2001 à 2007, en comparaison des travailleurs des autres secteurs de l'économie, les hommes du secteur de la fabrication étaient 1,9 fois plus susceptibles d'être mis à pied, et les femmes, 2,7 fois plus susceptibles. Durant la période de 1993 à 2000, ces rapports étaient respectivement de 1,5 et 2,0 (graphique D). Cette plus forte probabilité de mise à pied dans le secteur de la fabrication au cours des années 2000, malgré une longue période de croissance économique, reflète les difficultés de ce secteur (Bernard, 2009).

Tableau 3 Probabilités ajustées¹ de mise à pied pour les hommes et les femmes de 1993 à 2007

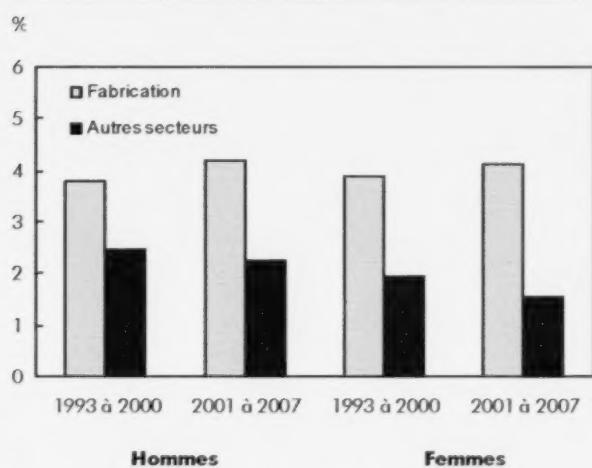
| | Hommes | Femmes |
|---|--------|--------|
| | | % |
| Atlantique | 3,1* | 1,9* |
| Québec (excluant Montréal) | 3,7* | 2,6* |
| Montréal | 3,0* | 2,1 |
| Ontario (réf.) [excluant Toronto et Ottawa] | 2,3 | 1,7 |
| Toronto | 2,1 | 1,7 |
| Ottawa | 2,3 | 1,6 |
| Manitoba | 1,7* | 1,4 |
| Saskatchewan | 1,7* | 1,2* |
| Alberta (excluant Calgary) | 1,9* | 1,2* |
| Calgary | 2,4 | 1,3 |
| Colombie-Britannique (excluant Vancouver) | 2,5 | 1,8 |
| Vancouver | 2,0 | 1,7 |

* différence significative par rapport au groupe de référence (réf.) au niveau de 0,05

1. Probabilités ajustées en fonction de l'âge, du niveau de scolarité, du type de famille, du nombre d'enfants, de la région de résidence, de l'appartenance à une minorité visible, de l'appartenance à un groupe autochtone, du statut d'immigrant récent, des caractéristiques de l'emploi perdu (durée d'occupation de l'emploi, syndicalisation, niveau de compétence, taille de l'entreprise, salaire horaire, industrie).

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Graphique D Les travailleurs du secteur de la fabrication avaient une probabilité¹ plus forte d'être mis à pied au cours de toute la période d'observation



1. Probabilité ajustée en fonction de l'âge, du niveau de scolarité, du type de famille, du nombre d'enfants, de la région de résidence, de l'appartenance à une minorité visible, de l'appartenance à un groupe autochtone, du statut d'immigrant récent et des caractéristiques de l'emploi perdu (durée d'occupation de l'emploi, syndicalisation, niveau de compétence, taille de l'entreprise, salaire horaire, industrie).

Note : Tous les écarts entre le taux ajusté de mises à pied chez les travailleurs du secteur de la fabrication et celui des autres secteurs sont significatifs au seuil de 0,05.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Durée de la période sans emploi

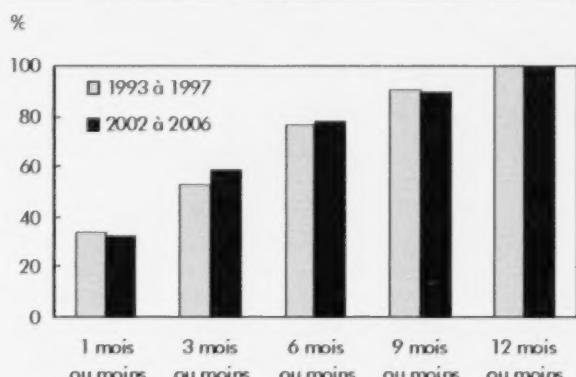
Les sections qui suivent sont fondées sur l'échantillon longitudinal de l'EDTR. On y suit les personnes ayant été mises à pied dans le temps pour connaître la durée de leur période sans emploi et les facteurs qui y sont associés, leur situation vis-à-vis de l'activité un an plus tard ainsi que les caractéristiques de l'emploi suivant celui qui a été perdu. Comme on ne peut observer ce qu'il est advenu des personnes mises à pied lors de la dernière année d'observation de chaque panel, les résultats qui suivent portent sur les mises à pied survenues durant les cinq premières années de chaque panel, soit la période de 1993 à 1997 pour le premier panel et celle de 2002 à 2006 pour le second.

Parmi les personnes mises à pied entre 2002 et 2006 et qui ont trouvé un emploi en un an ou moins, près de 8 sur 10 l'ont trouvé en six mois ou moins, et près de 6 sur 10, en trois mois ou moins. Ces proportions étaient semblables à celles observées au sortir de la récession de 1991-1992, soit pour les personnes mises à pied entre 1993 et 1997 (graphique E). Environ 30 % des personnes mises à pied durant ces deux périodes ont trouvé un emploi en un mois ou moins, ce qui inclut les personnes ayant trouvé avant même la fin de leur emploi.

Afin de vérifier dans quelle mesure la période sans emploi varie en fonction de certaines caractéristiques, on a estimé deux modèles de régression logistique. Le premier estime la probabilité que la période sans emploi dure trois mois ou moins, et le second, qu'elle dure six mois ou moins (voir *Modélisation*). Les modèles ont été estimés pour les périodes de 2002 à 2006 et de 1993 à 1997 (tableau 4)⁴.

Pour la période de 2002 à 2006, le sexe et l'appartenance à une minorité visible ne semblaient plus autant liés à la durée de la période sans emploi qu'ils ne l'étaient au cours des années 1993 à 1997⁵. Cela reflète probablement l'amélioration des conditions du

Graphique E La période sans emploi des personnes mises à pied est sensiblement la même entre les deux périodes



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Tableau 4 Probabilités ajustées d'une durée sans emploi de trois mois ou moins et de six mois ou moins

| | 1993 à 1997 | 2002 à 2006 |
|---|-------------|-------------|
| | % | |
| Probabilités ajustées¹ d'une durée de trois mois ou moins | | |
| 16 à 34 ans (réf.) | 53,8 | 61,5 |
| 35 à 44 ans | 60,0 | 64,1 |
| 45 à 54 ans | 48,7 | 55,9 |
| 55 ans ou plus | 47,8 | 52,1 |
| Hommes (réf.) | 57,7 | 63,1 |
| Femmes | 45,8 | 54,1 |
| Minorité visible | | |
| Non (réf.) | 56,1 | 60,8 |
| Oui | 38,5 | 54,7 |
| Prestations d'assurance-emploi | | |
| Non (réf.) | 70,1 | 75,4 |
| Oui | 42,7* | 44,0* |
| Probabilités ajustées¹ d'une durée de six mois ou moins | | |
| 16 à 34 ans (réf.) | 83,2 | 80,5 |
| 35 à 44 ans | 83,5 | 84,1 |
| 45 à 54 ans | 79,5 | 81,3 |
| 55 ans ou plus | 69,5 | 58,6 |
| Hommes (réf.) | 86,4 | 82,2 |
| Femmes | 67,9* | 77,3 |
| Minorité visible | | |
| Non (réf.) | 84,0 | 81,1 |
| Oui | 57,6 | 76,8 |
| Prestations d'assurance-emploi | | |
| Non (réf.) | 91,2 | 86,2 |
| Oui | 72,3* | 74,1 |

* différence significative par rapport au groupe de référence (réf.) au niveau de 0,05.

1. Probabilités ajustées en fonction de l'âge, du sexe, de l'ancienneté, du niveau de scolarité, de la province, du salaire, de l'emploi précédent, de l'appartenance à une minorité visible, de la présence d'un conjoint, de la présence d'enfants, de la présence ou non de prestations d'assurance-emploi, de l'industrie et de l'année.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

marché du travail entre les deux périodes de même que les pressions sur la demande de travailleurs découlant de la forte croissance du début du millénaire.

Le fait de recevoir des prestations d'assurance-emploi (AE) semble avoir une incidence sur la durée de la période sans emploi, surtout à court terme. Par exemple, de 2002 à 2006, 44 % des prestataires d'AE

avaient été sans emploi pendant trois mois ou moins comparativement à 75 % des personnes n'en ayant pas reçu, et cet écart était semblable à celui observé de 1993 à 1997. Cet effet va de pair avec ce qui a été constaté dans les études antérieures (Jones, 2009; Bloom et coll., 1999; Quets et coll., 1999). D'une part, les prestations d'AE augmentent en général la durée de la période de recherche d'emploi puisqu'elles augmentent le salaire de réserve, mais elles ont également un effet sur le bien-être puisqu'elles réduisent l'effet des chocs sur le revenu familial et sur le niveau de consommation. D'autre part, elles augmentent l'efficacité du marché du travail en permettant aux personnes touchées de prendre le temps de trouver un emploi qui leur convient, ce qui accroît les chances d'obtenir un meilleur appariement « emploi-travailleur ».

Les personnes mises à pied entre 2002 et 2006 étaient plus susceptibles d'être occupées un an plus tard

Si l'on compare la situation d'activité des travailleurs licenciés, un an plus tard, on constate que les personnes mises à pied entre 2002 et 2006⁶ étaient plus susceptibles d'être occupées que celles ayant été licenciées entre 1993 et 1997, leur taux d'emploi moyen étant de 81 % comparativement à 73 % (tableau 5). Cette plus grande propension à être occupé un an après la mise à pied était assez généralisée. Des améliorations notables étaient en outre observées pour les femmes et les personnes moins scolarisées. Autrement dit, les personnes de ces groupes étaient beaucoup plus susceptibles d'être occupées un an plus tard si elles avaient été mises à pied entre 2002 et 2006 plutôt qu'entre 1993 et 1997.

Ces tendances reflètent les conditions économiques plus favorables de la deuxième période d'observation, de même que certains changements comme l'accroissement continu de l'activité des femmes sur le marché du travail⁷ et la possibilité d'une certaine pénurie de main-d'œuvre.

De nouveaux emplois souvent moins bien rémunérés

Parmi les personnes ayant été mises à pied de façon permanente entre 2002 et 2006, environ 85 % ont trouvé un nouvel emploi à l'intérieur d'une année, une proportion légèrement supérieure à celle de la période de 1993 à 1997 (près de 80 %). La section qui suit

Tableau 5 Situation vis-à-vis de l'activité un an après la mise à pied

| | Total | Occupés | Chômeurs | Inactifs |
|--|---------|---------|----------|----------|
| % | | | | |
| Mises à pied survenues entre 2002 et 2006¹ | | | | |
| Ensemble | 790 500 | 80,7* | 13,1* | 6,2 |
| Hommes | 516 200 | 81,8* | 13,5 | 4,7 |
| Femmes | 274 300 | 78,5* | 12,5 | 9,0 |
| 16 à 24 ans | 68 800 | 94,2 | F | F |
| 25 à 34 ans | 176 600 | 80,7 | F | F |
| 35 à 44 ans | 264 200 | 77,3 | 15,5 | F |
| 45 à 54 ans | 217 200 | 80,3 | 14,0 | F |
| 55 ans ou plus | 63 800 | 80,9 | F | F |
| Niveau de scolarité | | | | |
| Diplôme d'études secondaires ou moins | 210 100 | 83,8* | F | F |
| Études postsecondaires | 331 000 | 77,7 | 14,7 | 7,6 |
| Diplôme universitaire | 119 800 | 81,1 | F | F |
| Mises à pied survenues entre 1993 et 1997¹ | | | | |
| Ensemble | 706 000 | 72,8 | 18,4 | 8,8 |
| Hommes | 471 500 | 75,8 | 17,4 | 6,7 |
| Femmes | 234 600 | 66,7 | 20,4 | F |
| 16 à 24 ans | 70 400 | 81,8 | F | F |
| 25 à 34 ans | 231 500 | 69,7 | 20,8 | F |
| 35 à 44 ans | 201 700 | 75,4 | 17,6 | F |
| 45 à 54 ans | 170 300 | 73,0 | 19,4 | F |
| 55 ans ou plus | 32 200 | 58,6 | F | F |
| Niveau de scolarité | | | | |
| Diplôme d'études secondaires ou moins | 220 600 | 72,0 | 21,5 | 6,6 |
| Études postsecondaires | 407 800 | 73,6 | 16,4 | F |
| Diplôme universitaire | 74 000 | 72,0 | F | F |

* la différence par rapport au même groupe entre les deux panels est significative au niveau de 0,05

1. La situation vis-à-vis de l'activité un an plus tard n'était pas observée pour les personnes ayant été licenciées durant la dernière année de chaque panel.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

porte uniquement sur ces personnes. On y compare les caractéristiques du nouvel emploi avec celles de l'emploi perdu afin d'examiner s'il y a maintien ou non des conditions d'emploi.

Lorsqu'il y avait une différence salariale entre le nouvel emploi et l'ancien, l'écart était habituellement au

désavantage du travailleur (voir *Modélisation*, sous *Comparaison des caractéristiques des emplois*). Les personnes mises à pied entre 2002 et 2006 et ayant trouvé un nouvel emploi à l'intérieur d'une année étaient près de 60 % plus susceptibles d'enregistrer une perte salariale (42 %) que de réaliser un gain

(26 %), alors que le tiers (32 %) avaient conservé le même salaire (à l'intérieur d'une fourchette de plus ou moins 5 %) [tableau 6]. Ces observations valaient également pour la période de 1993 à 1997. Si les salaires horaires avaient tendance à varier, les heures habituelles de travail de l'ancien emploi et du nouvel emploi demeuraient très similaires. Cela indique que les pertes de salaire horaire se traduisaient en moyenne par des pertes de revenu d'emploi.

Les pertes et les gains étaient en général substantiels. De 2002 à 2006, plus de la moitié des pertes salariales (53 %) et des hausses salariales (57 %) étaient supérieures à 20 % (tableau 7). Un modèle de régression logistique démontre que durant cette période, tout comme celle de 1993 à 1997, les personnes dont le salaire initial était relativement élevé (plus de 30 \$ l'heure) étaient plus susceptibles d'afficher des pertes élevées⁸ (voir *Modélisation*).

Cette plus grande fréquence des pertes salariales démontre que les mises à pied peuvent avoir des conséquences négatives importantes à court terme et influer sur le niveau de vie des travailleurs. Les pertes salariales plus fréquentes que les gains au cours des deux périodes d'observation peuvent s'expliquer par plusieurs facteurs. Par exemple, puisque le salaire dépend entre autres de la productivité du travailleur, qui est elle-même fonction de l'ancienneté, et que les compétences spécifiques à la firme s'acquièrent au fil du temps, un employé ayant une faible ancienneté risque fort d'être moins bien rémunéré qu'un employé ayant plus d'ancienneté.

Tableau 6 Personnes réalisant des gains, des pertes ou n'ayant aucun changement de salaire entre l'ancien et le nouvel emploi¹

| | 1993 à 1997 | 2002 à 2006 |
|--------------------------------|----------------|----------------|
| Perte salariale | 42,6 | 41,7 |
| Salaire similaire | 33,7 | 32,0 |
| Gain salarial | 23,7 | 26,3 |
| Heures moyennes, ancien emploi | 40,8 | 40,9 |
| Heures moyennes, nouvel emploi | 38,0 | 39,2 |

1. Il y a perte si le salaire horaire du nouvel emploi est au moins 5 % plus faible que celui de l'emploi perdu, et il y a gain si l'écart salarial est de plus de 5 %; autrement, le salaire est classé comme étant « similaire ».

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Finalement, lorsque le nouvel emploi requiert un niveau de compétence inférieur à celui de l'emploi perdu, s'il y a changement de profession, cela pourrait donner lieu à un salaire inférieur. Or, les données de

Tableau 7 Ampleur des pertes et des gains salariaux, ancien et nouvel emploi¹

| | Perte salariale | | Gain salarial | |
|---------------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|
| | 1993 à 1997 | 2002 à 2006 | 1993 à 1997 | 2002 à 2006 |
| % | | | | |
| 5 % à 10 % | 15,2 | 19,7 | 20,1 | 18,6 |
| Plus de 10 % à 20 % | 25,0 | 27,7 | 15,7 | 24,5 |
| Plus de 20 % à 30 % | 17,8 | 19,6 | 16,9 | 26,2 |
| Plus de 30 % | 42,0 | 33,0 | 47,3 | 30,7 |
| Déférence médiane | -25,0 | -22,4 | 28,4 | 21,5 |

1. Il y a perte si le salaire horaire du nouvel emploi est au moins 5 % plus faible que celui de l'emploi perdu, et il y a gain si l'écart salarial est de plus de 5 %; autrement, le salaire est classé comme étant « similaire ».

Note : Les résultats de 1993 à 1997 n'étaient pas différents de façon significative de ceux de 2002 à 2006 au niveau de 0,05. Par ailleurs, les pertes salariales étaient, de manière significative, plus élevées que les gains au niveau de 0,05.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

L'IEDTR confirment qu'une proportion non négligeable de travailleurs mis à pied trouvent un emploi d'un niveau de compétence inférieur à celui de l'emploi perdu, soit environ 14 % pour les deux périodes d'observation. Cela pourrait donc expliquer en partie la plus forte fréquence des pertes salariales observées de 1993 à 1997 et de 2002 à 2006.

Des pertes salariales insuffisantes pour hausser le taux de faible revenu

Les importantes pertes salariales notées précédemment pourraient être particulièrement préoccupantes si elles étaient suffisamment grandes pour causer une hausse du taux de faible revenu. Les données montrent que la très grande majorité des travailleurs licenciés demeure malgré tout au-dessus du seuil de faible revenu.

Entre 2002 et 2006, près de 9 travailleurs sur 10 (88 %) n'étaient pas à faible revenu⁹ (revenu familial total après impôt) l'année précédant la mise à pied et ne l'étaient toujours pas l'année suivant le nouvel emploi (tableau 8). Il s'agit d'une proportion similaire à celle de la période de 1993 à 1997. Seule une très faible proportion de travailleurs déplacés n'étaient pas à faible revenu avant la mise à pied et le sont devenus à la suite de leur nouvel emploi¹⁰.

Le fait que peu de familles se retrouvent en situation de faible revenu après la mise à pied de l'un de leurs membres pourrait être attribuable au nombre élevé de familles dont les deux conjoints sont occupés à temps plein (Lu et Morissette, 2010). Ces familles ont ainsi une certaine protection advenant la perte subite de l'un des revenus d'emploi. Certains conjoints pourraient également accroître leurs heures afin de pallier la diminution du revenu familial. Cela semble cependant se produire davantage au sein des familles sans enfant (Morissette et Ostrovsky, 2008).

Le filet de protection sociale, qui comprend le programme d'assurance-emploi, les divers crédits d'impôt offerts aux familles dont la situation est précaire de même que la structure progressive des taux d'imposition, contribue également à empêcher les familles de se retrouver à faible revenu après une mise à pied. Cela se reflète dans le fait que si l'on se sert du revenu du marché (autrement dit, du revenu familial avant les transferts gouvernementaux et l'impôt sur le revenu) au lieu du revenu total après impôt, on note une plus faible proportion de familles n'étant pas à faible revenu. Pour la période de 2002 à 2006, 77 % se maintenaient au-dessus du seuil de faible revenu du marché

Tableau 8 Situation de faible revenu familial des personnes mises à pied, année précédant la mise à pied et année suivant le début du nouvel emploi

| Mesure de faible revenu, revenu total après impôt | | Année suivante | |
|--|--|----------------|------|
| | | Oui | Non |
| 2002 à 2006 | | | |
| Année précédente | | | |
| Oui | | F | |
| Non | | F | 87,6 |
| | | Année suivante | |
| 1993 à 1997 | | Oui | Non |
| Année précédente | | | |
| Oui | | F | |
| Non | | 1,6 | 92,0 |
| Mesure de faible revenu, revenu total du marché (avant impôt et transferts) | | Année suivante | |
| | | Oui | Non |
| 2002 à 2006 | | | |
| Année précédente | | | |
| Oui | | 4,0 | |
| Non | | 14,4 | 76,5 |
| | | Année suivante | |
| 1993 à 1997 | | Oui | Non |
| Année précédente | | | |
| Oui | | 4,9 | |
| Non | | 5,1 | 85,0 |

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

avant et après la mise à pied, comparativement à 88 % des familles si l'on utilise le revenu total. Durant la période de 1993 à 1997, les proportions correspondantes étaient de 85 % et 92 %.

Perte non négligeable de la protection offerte par un régime de pension

Les régimes privés de pension parrainés par l'employeur constituent une composante importante des revenus de retraite. Néanmoins, plus de 6 emplois sur 10 au Canada n'offrent pas de régime de pension (Gougeon, 2009).

Les travailleurs mis à pied entre 2002 et 2006 affichaient des proportions semblables, 57 % d'entre eux n'étant pas protégés par un tel régime, et ce, tant en ce

Tableau 9 Emplois offrant ou non un régime de pension, ancien et nouvel emploi

| 2002 à 2006 | | Nouvel emploi | |
|--------------------|--|---------------|------|
| Emploi précédent | | Oui | Non |
| Oui | | 13,3 | 19,8 |
| Non | | 10,0 | 56,8 |
| 1993 à 1997 | | Nouvel emploi | |
| Emploi précédent | | Oui | Non |
| Oui | | 12,0 | 16,4 |
| Non | | 6,4 | 65,2 |

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

qui concerne l'emploi perdu que le nouvel emploi (tableau 9). Cependant, une proportion non négligeable d'entre eux (20 %) ont perdu cette protection, et ce, également durant la période de 1993 à 1997 (16 %).

Les travailleurs mis à pied tout aussi susceptibles d'être syndiqués

Les emplois syndiqués sont en moyenne mieux rémunérés (Lang et Verma, 2002) et plus susceptibles d'offrir des avantages sociaux tels que des régimes d'assurance et de pension (Akyeampong, 2002). Il est donc important d'examiner dans quelle mesure les

Tableau 10 Emplois syndiqués, ancien et nouvel emploi

| 2002 à 2006 | | Nouvel emploi | |
|--------------------|--|---------------|------|
| Emploi précédent | | Oui | Non |
| Oui | | 11,2 | 11,1 |
| Non | | 9,3 | 68,4 |
| 1993 à 1997 | | Nouvel emploi | |
| Emploi précédent | | Oui | Non |
| Oui | | 15,3 | 11,2 |
| Non | | 5,1 | 68,4 |

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

travailleurs mis à pied sont susceptibles d'occuper un emploi syndiqué par la suite. En fait, les travailleurs mis à pied étaient tout aussi susceptibles d'être syndiqués avant comme après la mise à pied (tableau 10). Entre 2002 et 2006, 7 travailleurs déplacés sur 10 (68 %) n'étaient pas syndiqués au moment de la mise à pied et ne l'étaient toujours pas après avoir trouvé un nouvel emploi. Des proportions semblables de travailleurs gagnaient l'accès à un emploi syndiqué, le perdraient ou bien ne subissaient aucun changement. Ces résultats donnent à penser que les baisses salariales des travailleurs mis à pied ne peuvent être imputées à un mouvement vers des emplois non syndiqués.

Résumé

Les mises à pied sont à l'origine d'un grand nombre de déplacements de travailleurs chaque année et sont reconnues pour leurs effets persistants sur le niveau de vie des personnes touchées. De 1993 à 2007, le taux de mises à pied a suivi une tendance générale à la baisse au Canada, passant de 5,5 % à 2,4 %. Ce recul était observé chez la plupart des groupes démographiques et coïncidait avec une longue période de croissance économique et de baisse du taux de chômage.

Malgré une certaine convergence des taux de mises à pied entre 1993 et 2007, des facteurs tels que le sexe, l'âge, le niveau de scolarité, la région de résidence, la durée d'occupation de l'emploi, la taille de l'entreprise, la syndicalisation, le taux de salaire horaire et l'industrie étaient liés de façon significative à la probabilité d'être mis à pied. Par exemple, au cours de toute la période d'observation, les hommes étaient une fois et demie plus susceptibles que les femmes de connaître une mise à pied. Les travailleurs des provinces de l'Atlantique et du Québec de même que les hommes de la grande région de Montréal étaient plus susceptibles que ceux de l'Ontario (à l'exception de Toronto et d'Ottawa) d'être mis à pied. En revanche, les hommes et les femmes de la Saskatchewan et de l'Alberta de même que les hommes du Manitoba l'étaient moins.

Au cours de l'ensemble de la période d'observation, les travailleurs du secteur de la fabrication étaient de 1,5 à 2,7 fois plus susceptibles d'être mis à pied que les travailleurs des autres secteurs de l'économie.

Si l'on compare la situation vis-à-vis de l'activité des travailleurs licenciés, un an plus tard, on constate que les personnes mises à pied entre 2002 et 2006 étaient plus susceptibles d'être occupées que celles ayant été

licenciées entre 1993 et 1997 : leur taux d'emploi moyen s'établissait à 81 % et 73 % respectivement. Cette plus grande propension à être occupé un an après la mise à pied était généralisée mais plus marquée chez les femmes et les travailleurs moins scolarisés.

Les personnes qui trouvaient un emploi après une mise à pied étaient près de 60 % plus susceptibles de connaître une réduction du taux de salaire horaire que de réaliser un gain. De plus, les diminutions salariales étaient substantielles, étant la plupart du temps supérieures à 20 %. Ces diminutions n'étaient pas compensées par une hausse des heures travaillées. Cela indique que le niveau de vie d'un grand nombre de travailleurs déplacés fléchissait, surtout à court terme. Malgré les importantes baisses salariales, peu de travailleurs déplacés tombaient en situation de faible revenu.

Les mises à pied avaient également des effets sur les pensions des travailleurs. Environ 20 % de l'ensemble des travailleurs mis à pied avaient perdu l'accès à un régime de pension en changeant d'emploi.

Les nouveaux emplois étaient tout aussi susceptibles d'être syndiqués que les anciens. Cela donne à penser que les pertes salariales des travailleurs mis à pied ne peuvent être imputées à un mouvement vers des emplois non syndiqués.

Les résultats montrent que même en période de croissance économique, les conséquences des mises à pied peuvent être préoccupantes puisqu'elles influent sur le niveau de vie à court terme des personnes touchées et pourraient même se répercuter sur les revenus de retraite futurs d'une partie d'entre elles.

Perspective

■ Notes

1. Les mises à pied permanentes sont cependant réputées moins sensibles aux cycles économiques que les embauches, démissions et mises à pied temporaires (Picot, Lin et Pyper, 1997)
2. Les taux de mises à pied dans cet article sont faibles comparativement à ceux rapportés par le FDI.MO en raison d'une différence au chapitre de la définition d'une mise à pied. Pour plus d'information, voir *Source des données et définitions*.
3. Tous les résultats auxquels cette section fait référence proviennent de la régression logistique. Pour plus de détails, voir *Modélisation*.

4. Un modèle de durée a été estimé pour distinguer les différentes situations d'activité sur le marché du travail (occupé, en chômage, inactif). Cependant, les résultats n'étaient pas concluants.
5. Les différences au chapitre de la durée selon l'appartenance à une minorité visible étaient empiriquement importantes pour la période de 1993 à 1997, mais elles n'étaient pas statistiquement significatives. Il est probable que cela soit attribuable à la petite taille de l'échantillon, puisque l'effet de l'appartenance à une minorité visible a été démontré dans une étude antérieure portant sur la même période (Galarneau et Stratychuk, 2001) mais en utilisant une autre méthode de modélisation.
6. Le tableau 5 et le graphique 1E présentent deux concepts différents. Le graphique 1E présente la durée de la période sans emploi pour ceux qui ont trouvé un emploi en un an ou moins, alors que le tableau 5 indique la situation d'activité des travailleurs licenciés, un an après l'événement.
7. Le taux d'emploi chez les femmes a en effet grimpé, passant de 51,5 % à 58,3 % de 1993 à 2007, alors que celui des hommes a augmenté plus lentement au cours de la même période, passant de 64,6 % à 65,2 %.
8. Les résultats pour les autres variables, notamment l'âge et le niveau de scolarité, ne sont pas statistiquement significatifs.
9. On compare ici la proportion de personnes n'étant pas à faible revenu entre l'emploi perdu et le suivant parce que les proportions étant à faible revenu sont trop faibles et les écarts ne sont pas significatifs. Le même commentaire s'applique quant à la protection offerte par un régime de pension ou par une convention collective.
10. Des proportions similaires sont constatées lorsqu'on compare l'année qui précède la mise à pied et l'année même de la mise à pied, qui en est normalement une de transition où les travailleurs pourraient être plus vulnérables (données non présentées). La présence du programme d'assurance-emploi, jumelée au fait que la plupart des épisodes de chômage sont courts, expliquent en partie ce résultat.

■ Documents consultés

AKYEAMPONG, Ernest B. 2002. « La syndicalisation et les avantages sociaux », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 3, n° 8, août, n° 75-001-X au catalogue de Statistique Canada, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/00802/6328-fra.html> (consulté le 29 avril 2010).

BERNARD, André. 2009. « Tendances de l'emploi manufacturier », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 10, n° 2, février, n° 75-001-X au catalogue de Statistique Canada, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/2009102/article/10788-fra.htm> (consulté le 29 avril 2010).

BLOOM, Howard, et coll. 1999. *Résultats de l'essai d'une incitation au réemploi pour les travailleurs déplacés : le Projet de supplément de revenu*, Société de recherche sociale appliquée et Développement des ressources humaines Canada, <http://www.rhdc.gc.ca/fra/sm/ps/rhdc/rpc/publications/recherche/1999-000152/page00.shtml> (consulté le 4 mai 2010).

BROWNING, Martin, et Thomas F. CROSSLEY. 2001. « Unemployment insurance benefit levels and consumption changes », *Journal of Public Economics*, vol. 80, n° 1, p. 1 à 23.

CHARLES, Kerwin Kofi, et Melvin STEPHENS, Jr. 2004. « Job displacement, disability, and divorce », *Journal of Labor Economics*, vol. 22, n° 2, p. 489 à 522.

DOIRON, Denise J. 1995. « Lay-offs as signals: The Canadian evidence », *Revue canadienne d'économique*, vol. 28, n° 4a, novembre, p. 899 à 913.

FALLICK, Bruce C. 1996. « A review of the recent empirical literature on displaced workers », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 50, n° 1, octobre, p. 5 à 16.

FANG, Tony, et Anil VERMA. 2002. « L'avantage salarial des travailleurs syndiqués », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 3, n° 9, septembre, n° 75-001-X au catalogue de Statistique Canada, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/00902/4095851-fra.html> (consulté le 29 avril 2010).

FRENETTE, Marc. 2007. « La vie après la haute technologie », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 8, n° 7, juillet, n° 75-001-X au catalogue de Statistique Canada, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/10707/10287-fra.htm> (consulté le 29 avril 2010).

GALARNEAU, Diane, et Lori M. STRATYCHUK. 2001. « Après la mise à pied », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 2, n° 10, octobre, n° 75-001-X au catalogue de Statistique Canada, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/01001/5960-fra.html> (consulté le 29 avril 2010).

GOUGEON, Philippe. 2009. « Les pensions en transition », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 10, n° 5, mai, n° 75-001-X au catalogue de Statistique Canada, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/2009105/article/10866-fra.htm> (consulté le 29 avril 2010).

GRUBER, Jonathan. 1997. « The consumption smoothing benefits of unemployment insurance », *American Economic Review*, vol. 87, n° 1, mars, p. 192 à 205.

HAMILTON, Vivian H., Philip MERRIGAN et Éric DUFRESNE. 1997. « Down and out: Estimating the relationship between mental health and unemployment », *Health Economics*, vol. 6, n° 4, p. 397 à 406.

JONES, Stephen R.G. 2009. « Older workers in the new economy: The role of wage insurance and the rethinking of employment insurance », *Analyse de politiques*, vol. 35, n° 4, décembre, p. 499 à 511.

LU, Yuqian, et René MORISSETTE. 2010. « L'activité des femmes sur le marché du travail et les ralentissements économiques », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 11, n° 5, mai, n° 75-001-X au catalogue de Statistique Canada.

MORISSETTE, René. 2004. « Taux de mises à pied permanentes », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 5, n° 3, mars, n° 75-001-X au catalogue de Statistique Canada, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/10304/6825-fra.htm> (consulté le 30 avril 2010)

MORISSETTE, René, et Yuri OSTROVSKY. 2008. *Comment les familles et les personnes seules réagissent-elles aux licenciements? Un éclairage canadien*, n° 11F0019MIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 38 p., « Direction des études analytiques : documents de recherche », n° 304, <http://www.statcan.gc.ca/pub/11f0019m/11f0019m2008304-fra.pdf> (consulté le 30 avril 2010).

MORISSETTE, René, Xuelin ZHANG et Marc FRENETTE. 2007. *Les pertes de gains des travailleurs déplacés : données canadiennes extraites d'une importante base de données sur les fermetures d'entreprises et les licenciements collectifs*, n° 11F0019MIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 42 p., « Direction des études analytiques : documents de recherche », n° 291, <http://www.statcan.gc.ca/pub/11f0019m/11f0019m2007291-fra.pdf> (consulté le 30 avril 2010).

PICOT, Garnett, et Andrew HEISZ. 2000. *Le marché du travail des années 1990*, n° 11F0019MIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 48 p., « Direction des études analytiques : documents de recherche », n° 148, <http://www.statcan.gc.ca/pub/11f0019m/11f0019m2000148-fra.pdf> (consulté le 30 avril 2010).

PICOT, Garnett, et Zhengxi LIN. 1997. *Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?*, n° 11F0019MPI au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, 44 p., « Direction des études analytiques : documents de recherche », n° 96, <http://www.statcan.gc.ca/pub/11f0019m/11f0019m1996096-fra.pdf> (consulté le 30 avril 2010).

PICOT, Garnett, Zhengxi LIN et Wendy PYPER. 1997. « Les mises à pied permanentes », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 9, n° 3, automne, n° 75-001-XPF au catalogue de Statistique Canada, <http://www.statcan.gc.ca/studies-études/75-001/archive/f-pdf/3209-fra.pdf> (consulté le 30 avril 2010).

QUETS, Gail, et coll. 1999. *Le PAS plus favorise-t-il l'emploi? Résultat de l'ajout de services aux incitatifs financiers du Projet d'autosuffisance*, rapport de la Société de recherche sociale appliquée, Ottawa, 136 p., http://www.srdc.org/uploads/le_pas_plus_favorise_emploi.pdf (consulté le 4 mai 2010).

STATISTIQUE CANADA. 2009. *Les seuils de faible revenu de 2008 et les mesures de faible revenu de 2007*, n° 75F0002M au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, « Série de documents de recherche – Revenu », n° 002, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75f0002m/75f0002m2009002-fra.htm> (consulté le 30 avril 2010).